



## 黒毛和種における離乳時体重の遺伝的評価

メタデータ	言語: jpn 出版者: 宮崎大学農学部 公開日: 2020-06-21 キーワード (Ja): キーワード (En): 作成者: 熊崎, 一雄, 原田, 宏, Kumazaki, Kazuo メールアドレス: 所属:
URL	<a href="http://hdl.handle.net/10458/5674">http://hdl.handle.net/10458/5674</a>

# 黒毛和種における離乳時体重の遺伝的評価

熊崎一雄\*・原田 宏\*

## Genetic Evaluation for Weaning Weight in Japanese Black Cattle

KAZUO KUMAZAKI, HIROSHI HARADA

(1979年 8月 1日受理)

### 緒 言

Henderson<sup>1)</sup> (1973) は正規分布を示す無作為変量の分散成分を Best Linear Unbiased Prediction (以下 BLUP という) によって推定する新しい方法について発表している。その後 Schaeffer<sup>2)</sup> (1976) は、乳牛の泌乳形質に対する育種学的研究において、この BLUP 法を用いて父牛および母牛の分散成分の最尤値 Maximum likelihood estimates を求める具体的な計算方法について解説している。さらに同氏ら<sup>3)</sup> はカナダにおけるブラウンスイス種と乳用ショートホーン種の乳量および乳脂量について父牛および母牛の分散成分の推定を行うとともに、これらの形質の遺伝率と反復率を求めている。しかしながら、わが国では家畜育種の研究に Henderson の BLUP 法を用いて遺伝分散を推定した報告はまだ発表されていない。本研究は、黒毛和種の離乳時体重について、この BLUP 法を用いて父牛および母牛の分散成分の推定を行うとともに、離乳時体重の遺伝率と反復率を求めたものである。

### 材料および方法

#### 1. 供試材料

用いた材料は農林省鳥取種畜牧場において1960年から1971年までの期間に生産された黒毛和種の子牛 538 頭の記録であって、これらの子牛の父親は兵庫県産 5 頭、鳥取県産 9 頭、島根県産 2 頭、岡山県産 2 頭、広島県産 1 頭、計19頭の黒毛和種の種雄牛であり、また母親は同牧場にこの期間に繋養された黒毛和種の雌牛84頭である。同牧場では、この期間に生産された子牛は一般に 180 日齢前後で離乳を行っているので、次式を用いて 180 日齢体重に補正した。

$$180\text{日齢補正離乳時体重} = \frac{\text{実際の離乳時体重} - \text{生時体重}}{\text{実際の離乳時日齢}} \times 180 + \text{生時体重}$$

なお、双子で生まれたものや 150 日齢未満でへい死または淘汰された子牛は材料から除外した。さらにこれらの 180 日齢補正離乳時体重に対し、次の補正係数を用いて子牛の性と母牛の産次に対する補正を行い、すべての記録を5~7産次の母牛から生まれた雄子牛の 180 日齢体重に補正した。

\* 家畜育種学研究室

性の補正 : 雄子牛0kg  
 産次の補正 : 初産 +18kg  
                   2産 +11kg  
                   3,4産 +8kg  
                   5,7産 0kg  
                   8産以上+8kg

## 2. 分析方法

分析に用いた数学モデルは次のとおりである。

$$Y_{ijklmn} = G_i + S_{ij} + YS_{kl} + C_{ijm} + e_{ijklmn}$$

但し,  $Y_{ijklmn}$  :  $i$  番目の産地群のすべての父牛に共通した fixed effect.

$S_{ij}$  :  $i$  番目の産地群の  $j$  番目の父牛から生産された子牛の記録に共通した random sire effect.

$YS_{kl}$  :  $k$  番目の年次の  $j$  番目の分晩季節のすべての記録に共通した fixed effect.

$C_{ijm}$  :  $i$  番目の産地群の  $j$  番目の父牛を交配した  $m$  番目の母牛から生まれた子牛の記録に共通した random cow effect.

$e_{ijklmn}$  : 誤差

父牛産地群の分け方: 父牛の産地は兵庫, 鳥取, 島根, 岡山, 広島各県であり, これらの産地によって父牛間に遺伝的な差異が存在するものと考えられるので, 5つの産地群に分類した。

年次一出生季節の分け方: 年次は1960・61年, 1962・63年, 1964・65年, 1966・67年, 1968・69年, 1970・71年の6群に分け, さらにそれぞれの年次を春および夏生まれ(3~8月出生)と秋および冬生まれ(9~2月出生)の2つの出生季節に再分類した。

なお, 父牛間には血縁関係がないものとみなした。

上述の数学モデルを Henderson<sup>1)</sup> (1973) による Mixed model equation で表わせれば次のとおりである。

$$\begin{bmatrix} X'X & X'Z_1 & X'Z_2 \\ Z_1'X & Z_1'Z_1 + 1k_1 & Z_1'Z_2 \\ Z_2'X & Z_2'Z_1 & Z_2'Z_2 + 1k_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{\delta} \\ \hat{u}_1 \\ \hat{u}_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X'y \\ Z_1'y \\ Z_2'y \end{bmatrix} \dots\dots (1)$$

但し,  $y$  : 観察記録のベクトル

$\hat{\delta}$  : fixed effect のベクトル (本研究の場合, 年次一出生季節効果と父牛の産地群効果)

$\hat{u}_1$  : 父牛効果のベクトル

$\hat{u}_2$  : 母牛効果のベクトル

$X$  : すべての fixed effect に対する既知行列。

$Z_1$  および  $Z_2$  : 父牛と母牛の random effect に対する既知行列

$$k_1 = \hat{\sigma}_e^2 / \hat{\sigma}_s^2$$

$$k_2 = \hat{\sigma}_e^2 / \hat{\sigma}_c^2$$

BLUP 法による分散成分の推定に当たっては,  $k_1$  および  $k_2$  をなるべく真の比率に近い値に設定する必要がある。本研究では, 黒毛和種の離乳時体重に関する従来報告<sup>4~8,10)</sup>に基づき, 離乳時体重の遺伝率 ( $h^2$ ) を 0.25, 反復率 ( $r$ ) を 0.30 と仮定し, 次の式によって  $k_1$  および  $k_2$  を求めた。

$$k_1 = \frac{\hat{\sigma}_e^2}{\hat{\sigma}_s^2} = \frac{1-r}{0.25h^2} = \frac{1-0.30}{0.25 \times 0.25} = 11.2$$

$$k_2 = \frac{\hat{\sigma}_i^2}{\hat{\sigma}_e^2} = \frac{1-r}{r-0.25h^2} = \frac{1-0.30}{0.30-0.25 \times 0.25} = 2.95$$

(1) 式を解いて  $\hat{b}$  と  $\hat{u}_1$  および  $\hat{u}_2$  を求めるには、まず母牛効果を残りの方程式に吸収した後、さらに年次-出生季節効果を残りの方程式に吸収して産地群および父牛の効果を求めた。年次-出生季節効果と母牛効果はそれぞれ back solution によって求めた。

分散成分の最尤値 Maximum likelihood estimates は次式によって求めた。

$$\hat{\delta}_i^2 = (y'y - \hat{b}'X'y - \hat{u}'_1Z'_1y - \hat{u}'_2Z'_2y) / N \quad (N = \text{子牛の総頭数})$$

$$\hat{\delta}_1^2 = (\hat{u}'_1\hat{u}_1 + \hat{\delta}_i^2 t_1) / q_1 \quad (q_1 = \text{父牛の頭数})$$

$$\hat{\delta}_2^2 = (\hat{u}'_2\hat{u}_2 + \hat{\delta}_i^2 t_2) / q_2 \quad (q_2 = \text{母牛の頭数})$$

$$\text{上式において } t_1 = \sum_i \left[ \sum_j \left\{ n_{ij} - \frac{n_{ij}^2}{(n_{ij} + k_2)} \right\} + k_1 \right]^{-1}$$

$$t_2 = \sum_i \left[ \sum_j \left( \frac{1}{n_{ij} + k_2} \right) + P_i \sum_j \left\{ \frac{n_{ij}^2}{(n_{ij} + k_2)^2} \right\} \right]$$

$$\text{但し, } P_i = \left[ \sum_j \left\{ n_{ij} - \frac{n_{ij}^2}{(n_{ij} + k_2)} \right\} + k_1 \right]^{-1}$$

$\sum_i$  : 父牛ごとの子牛の頭数の合計

$\sum_j$  : 父牛内母牛ごとの子牛の頭数の合計

$n_{ij}$  : それぞれの父牛内母牛ごとの子牛の頭数の遺伝率と反復率はそれぞれ、次式から求めた。

$$\hat{k}^2 = \frac{4\hat{\delta}_i^2}{\hat{\delta}_1^2 + \hat{\delta}_2^2 + \hat{\delta}_i^2}$$

$$\hat{r} = \frac{\hat{\delta}_1^2 + \hat{\delta}_2^2}{\hat{\delta}_1^2 + \hat{\delta}_2^2 + \hat{\delta}_i^2}$$

## 成績および考察

### 1. 年次-出生季節効果

年次-出生季節効果は第1表に示すとおりである。年次の効果は1960・61年と1968年以降の年次です

第1表 年次-出生季節効果

項	目	子牛頭数	推定値
1960~61年	春および夏生まれ ( $\hat{Y}_{S_{11}}$ )	9	190.5020kg
	秋および冬生まれ ( $\hat{Y}_{S_{12}}$ )	20	195.9341
1962~63年	春および夏生まれ ( $\hat{Y}_{S_{21}}$ )	47	174.9197
	秋および冬生まれ ( $\hat{Y}_{S_{22}}$ )	49	183.1852
1964~65年	春および夏生まれ ( $\hat{Y}_{S_{31}}$ )	34	174.9367
	秋および冬生まれ ( $\hat{Y}_{S_{32}}$ )	56	180.3800
1966~67年	春および夏生まれ ( $\hat{Y}_{S_{41}}$ )	29	169.3866
	秋および冬生まれ ( $\hat{Y}_{S_{42}}$ )	82	182.6383
1968~69年	春および夏生まれ ( $\hat{Y}_{S_{51}}$ )	59	178.1435
	秋および冬生まれ ( $\hat{Y}_{S_{52}}$ )	92	185.7669
1970~71年	春および夏生まれ ( $\hat{Y}_{S_{61}}$ )	18	186.4449
	秋および冬生まれ ( $\hat{Y}_{S_{62}}$ )	43	197.1832

くれた成績を示している。鳥取種畜牧場では1968・69年以降、年間を通じて子牛の別飼いを実施しているため、1968・69年次以降の年次には別飼いの効果が表われているものと考えられる。1960・61年には別飼いを実施していなかったにもかかわらず、比較的良好な成績を示しているが、その理由は明らかでない。出生季節の効果については、いずれの年次でも春および夏生まれの子牛にくらべて、秋および冬生まれの子牛の方がすぐれた成績を示している。熊崎ら<sup>8)</sup> (1972) は、この原因として春生まれ(3~5月出生)の子牛の離乳時期が夏枯れによって秋の牧草の草生の衰える時期に相当していること、また夏生まれ(6~8月出生)の子牛では出生初期の夏の厳しい暑さが子牛の発育に悪影響を与えているのに対し、秋生まれ(9~11月出生)と冬生まれ(12~2月出生)の子牛は舎飼い期間が長く、子牛の管理が十分にゆきとどくことと、舎飼いのあとの放牧も夏枯れ前の牧草地の草生の恵まれた時期に行われていることをあげている。

2. 父牛の産地群効果

第2表 父牛の産地群効果

項 目	子牛頭数	推 定 値
兵庫 県 産 ( $G_1$ )	101	-10.2933kg
鳥取 県 産 ( $G_2$ )	202	0.3753
島根 県 産 ( $G_3$ )	34	8.5248
岡山 県 産 ( $G_4$ )	130	5.0789
広島 県 産 ( $G_5$ )	71	-3.6858

父牛の産地群効果は第2表に示すとおりである。すなわち島根県産の父牛が最もすぐれ、次いで岡山県産、鳥取県産、広島県産、兵庫県産の順で、特に兵庫県産の父牛の成績が悪いことが目だつ。熊崎ら<sup>9)</sup> (1973) は兵庫、鳥取、岡山の系統間交配による子牛の発育を比較し、岡山系を父牛として用いた場合に最も成績が良く、次いで鳥取系の父牛が良く、兵庫系を父牛とした

第3表 父牛効果および父牛の相対的育種価

項 目	子牛頭数	推定値 ( $S_{ij}$ )	相対的育種価 ( $\hat{g}_i + S_{ij}$ )	
兵 庫 県 産	福 宮 土 井 ( $S_{11}$ )	41	1.9239kg	-8.3694kg
	久 福 ( $S_{12}$ )	12	1.4846	-8.8087
	豊 国 ( $S_{13}$ )	33	-1.4053	-11.6986
	田 安 土 井 ( $S_{14}$ )	12	0.8027	-9.4906
	城 松 ( $S_{15}$ )	3	-2.8058	-13.0991
鳥 取 県 産	博 参 ( $S_{21}$ )	20	-10.4378	-10.0625
	道 雄 ( $S_{22}$ )	22	-0.2610	0.1143
	朝 寿 ( $S_{23}$ )	15	-6.2879	-5.9126
	気 高 ( $S_{24}$ )	8	3.8981	4.2734
	第 三 気 高 ( $S_{25}$ )	24	-9.3910	-9.0157
	第 三 十 三 東 豊 ( $S_{26}$ )	6	-0.0682	0.3071
	花 郷 ( $S_{27}$ )	4	-1.1113	-0.7360
	裕 昌 ( $S_{28}$ )	4	20.9227	21.2980
	春 霜 ( $S_{29}$ )	99	2.7363	3.1116
島 根 県 産	安 富 ( $S_{31}$ )	31	0.5027	9.0275
	第 四 倉 花 ( $S_{32}$ )	3	-0.5027	8.0221
岡 山 県 産	野 村 十 一 ( $S_{41}$ )	117	-0.9892	4.0897
	第 六 吉 花 ( $S_{42}$ )	13	0.9892	6.0681
広 島 県 産	第 七 豊 桑 ( $S_{51}$ )	71	0.9372	-2.7486

場合に悪かったことを報告しており、本研究の結果と一致している。

### 3. 父牛効果

産地群別の父牛効果および父牛の相対的育種価 ( $\hat{g}_i + \hat{s}_{ij}$ ) を示せば第3表のとおりである。すなわち相対的育種価のすぐれた種雄牛として、鳥取県産の裕昌、気高、春霜、島根県産の安富、第四倉光、岡山県産の第六吉花、野村十一などがあげられ、また成績の芳しくない種雄牛として、兵庫県産種雄牛のすべてと鳥取県産の博参、第三気高、朝寿、広島県産の第七豊桑などがあげられる。

### 4. 母牛効果

母牛効果は第4表に示すとおりである。このうち母牛効果の特にすぐれた雌牛としては  $C_4$ 、 $C_{14}$ 、 $C_{59}$  などがあげられる。これらの雌牛はいずれも鳥取県産である。また、母牛効果の特に芳しくない雌牛として  $C_{75}$  (広島県産)、 $C_{18}$  (兵庫県産)、 $C_{33}$  (兵庫県産)、 $C_{39}$  (岡山県産) などがあげられる。熊崎ら<sup>9)</sup> (1973) は、兵庫、鳥取、岡山の系統間交配で鳥取系の雌牛の哺育能力がすぐれていることを指摘しているが、本研究の結果もこれを立証している。

第4表 母牛効果

母牛 子牛	産地	番号	推定値	母牛 子牛	産地	番号	推定値	母牛 子牛	産地	番号	推定値	母牛 子牛	産地	番号	推定値
$C_1$	岡	9	-9.3962kg	$C_{22}$	島	11	-2.7231kg	$C_{43}$	島	9	-2.0672kg	$C_{64}$	鳥×岡	5	9.2090kg
$C_2$	兵	8	-0.6578	$C_{23}$	岡	8	-8.7171	$C_{44}$	鳥	7	6.6745	$C_{65}$	岡×広	4	-12.2976
$C_3$	広	9	-0.1883	$C_{24}$	兵	8	2.0123	$C_{45}$	鳥×兵	6	5.2353	$C_{66}$	岡×島	4	4.0856
$C_4$	鳥	11	18.2444	$C_{25}$	島	10	-3.1054	$C_{46}$	鳥×鳥	7	-6.3752	$C_{67}$	広	4	1.3802
$C_5$	兵	8	-6.7834	$C_{26}$	鳥	8	-1.2378	$C_{47}$	兵×鳥	7	-9.1977	$C_{68}$	鳥	4	-2.0213
$C_6$	兵	11	8.4504	$C_{27}$	岡	9	10.0857	$C_{48}$	兵×鳥	7	-3.0532	$C_{69}$	広	2	2.3665
$C_7$	兵	7	3.8188	$C_{28}$	鳥	6	-6.4601	$C_{49}$	鳥×兵	6	-2.7402	$C_{70}$	鳥	3	-7.1002
$C_8$	兵	11	8.9364	$C_{29}$	鳥	8	6.0012	$C_{50}$	兵×岡	6	4.3877	$C_{71}$	鳥	3	5.9017
$C_9$	鳥	9	4.1468	$C_{30}$	鳥	9	2.4019	$C_{51}$	鳥	2	4.0086	$C_{72}$	岡	4	-2.6201
$C_{10}$	広	10	-0.8018	$C_{31}$	鳥	7	8.3409	$C_{52}$	鳥×兵	6	-1.9560	$C_{73}$	岡×兵	4	3.0749
$C_{11}$	鳥	12	-0.2702	$C_{32}$	鳥	8	7.1851	$C_{53}$	岡	4	5.6747	$C_{74}$	鳥	3	-1.5071
$C_{12}$	鳥	9	-1.4574	$C_{33}$	兵	10	-13.9106	$C_{54}$	鳥	5	-1.0059	$C_{75}$	広	3	-15.4697
$C_{13}$	鳥	6	6.2626	$C_{34}$	鳥	7	-0.0776	$C_{55}$	岡	5	-3.2156	$C_{76}$	岡×鳥	4	-6.2902
$C_{14}$	鳥	9	12.2469	$C_{35}$	岡	6	-5.9888	$C_{56}$	兵×広	5	-1.8594	$C_{77}$	鳥	4	-5.8330
$C_{15}$	鳥	9	9.8360	$C_{36}$	岡	7	5.7446	$C_{57}$	兵×鳥	5	-2.3583	$C_{78}$	鳥	2	-0.2282
$C_{16}$	広	8	-9.5568	$C_{37}$	岡	6	3.8022	$C_{58}$	広	4	-0.1696	$C_{79}$	鳥×岡	4	9.5344
$C_{17}$	兵	9	-9.4101	$C_{38}$	兵	8	-3.7395	$C_{59}$	鳥×兵	5	11.4574	$C_{80}$	鳥	2	-2.5686
$C_{18}$	兵	11	-13.9592	$C_{39}$	岡	8	-12.4323	$C_{60}$	兵×鳥	5	3.0027	$C_{81}$	鳥×岡	3	6.9426
$C_{19}$	兵	8	-10.5686	$C_{40}$	鳥	9	7.1765	$C_{61}$	鳥	5	3.4953	$C_{82}$	鳥×鳥	2	0.7811
$C_{20}$	広	8	1.0617	$C_{41}$	岡	7	2.0281	$C_{62}$	鳥	5	3.3148	$C_{83}$	岡	3	5.8681
$C_{21}$	兵	4	-5.6044	$C_{42}$	鳥	7	0.4229	$C_{63}$	岡	4	-0.4434	$C_{84}$	鳥×広	3	7.0895

### 5. 分散成分の最尤値および遺伝率と反復率の推定

分散成分の最尤値と離乳時体重の遺伝率および反復率は第5表に示すとおりである。

第5表 分散成分の最尤値および遺伝率と反復率

項	目	推定値
父牛分散	( $\sigma_p^2$ )	174.8315(kg <sup>2</sup> )
母牛分散	( $\delta_p^2$ )	3329.1746(kg <sup>2</sup> )
誤差分散	( $\sigma_e^2$ )	3053.3463(kg <sup>2</sup> )
遺伝率	( $h^2$ )	0.107
反復率	( $f$ )	0.534

本研究では、あらかじめ離乳時体重の遺伝率を0.25、反復率を0.30と仮定し、これらの数値から、 $k_1 = \delta_p^2 / \sigma_p^2 = 11.2$ ,  $k_2 = \sigma_p^2 / \delta_p^2 = 2.95$  として分散成分の最尤値を求めた。その結果、第5表に示すとおり、 $\hat{\sigma}_p^2 = 3053.3463$  kg<sup>2</sup>,  $\hat{\delta}_p^2 = 174.8315$  kg<sup>2</sup>,  $\hat{\sigma}_e^2 = 3329.1746$  kg<sup>2</sup> の値を得た。これらの値から  $k_1$  と  $k_2$  の値を求めると  $k_1 = 17.5$ ,  $k_2 = 0.92$  となり、あらかじめ設定した数値より  $k_1$  でやや高く、 $k_2$  でやや低い値を示した。その結果、離乳

時体重の遺伝率は 0.107, 反復率は 0.534 となり、遺伝率は当初に仮定した値よりやや低く、また反復率は逆にやや高い値に推定された。Lasley<sup>11)</sup> (1972) は肉牛の離乳時体重についての多数の報告をとりまとめて、遺伝率 0.25, 反復率 0.46 であると述べているが、本研究の結果は、これらの値に近いものとみてよからう。

## 要 約

鳥取種畜牧場で1960年から1971年までに生産された黒毛和種の子牛 538 頭を用いて 180 日齢補正離乳時体重に対する分散成分の最尤値および遺伝率と反復率を Henderson (1973) の Best Linear Unbiased Prediction (BLUP) の方法によってしらべた。mixed model には年次-出生季節効果と父牛の産地群効果を fixed effect としてとり入れた。

1. 年次は1960・61年, 1962・63年, 1964・65年, 1966・67年, 1968・69年および1970・71年の6群に分け、さらに各年次群を春および夏生まれ(3~8月出生)と秋および冬生まれ(9~2月出生)に再分類した。

いずれの年次でも、秋および冬生まれの子牛の方が春および夏生まれの子牛より離乳時体重が大きかった。

2. 父牛の産地群は兵庫県産, 鳥取県産, 島根県産, 岡山県産および広島県産の5群に分けた。この内、岡山県産の父牛から生産された子牛の離乳時体重が他の群よりすぐれていた。

3. 離乳時体重の遺伝率と反復率の推定値は、それぞれ0.107および0.534であった。

## 文 献

- Henderson, C.R.: Proceeding of the animal breeding and genetics symposium in honor of Dr. J.L. Lush. ASAS and ADSA, Champaign, IL. (1972).
- Schaeffer, L.R.: J. Dairy Sci. **59**, 2146-2151 (1976).
- Szkutnecki, W.D., Tong, A.K.W., Krotch, K.M., Sharaby, M.A., Johnson, L.P. and Schaeffer, L.R.: Can. J. Anim. Sci., **58**, 271-276 (1978).
- 熊崎一雄, 森純一, 木原靖博: 中国農試報告, **B9**, 85-95 (1962).
- 熊崎一雄, 松川正: 同上, **B11**, 27-72 (1963).
- 熊崎一雄, 松尾昭雄: 佐賀大学彙報, **24**, 61-71 (1967).
- 熊崎一雄, 松尾昭雄: 日畜会報 **39**, 426-431 (1968).
- 熊崎一雄, 佐々木義之: 宮大農報, **19**, 117-125 (1972).
- 熊崎一雄, 佐々木義之, 山根道資: 日畜会報, **44**, 489-495 (1973).
- 小畑太郎, 福原利一: 中国農試報告, **B23**, 1-13 (1977).
- Lasley, J.F.: "Genetics of Livestock Improvement", 2nd ed., Prentice-Hall, Inc., (1972), pp. 317-318.

### Summary

The adjusted 180-day weaning weights of 538 calves of Japanese Black Cattle recorded at the Tottori Livestock Breeding Station during 1960 through 1971 were used in this study. The data were analyzed by applying Henderson's mixed model solution method to obtain maximum likelihood estimates of variance components and to estimate heritability and repeatability of weaning weight. The mixed model included year-season of calving effects and genetic group of sire effects as fixed effects.

1. Year groups were 1960-61, 1962-63, 1964-65, 1966-67, 1968-69 and 1970-1971. Each year group was split by season of calving into either spring and summer season (March through August) or fall and winter season (september through February). The weaning weights of calves born in the fall and winter season were heavier than those in the spring and summer season.

2. Genetic groups of sire were divided into five groups: Hyogo-line, Tottori-line, Shimane-line, Okayama-line and Hiroshima-line. Among these groups, weaning weights of calves sired by bulls of Okayama-line were heavier than those sired by bulls of other line.

3. Heritability and repeatability estimates for weaning weight were 0.107 and 0.534, respectively.